



Munich Personal RePEc Archive

Ricardian Equivalence Test by SVAR Modeling

Hassan B. Ghassan

Sidi Mohamed Ben Abdullah University

10. February 2003

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/56459/>

MPRA Paper No. 56459, posted 5. June 2014 19:55 UTC

Test de l'équivalence Ricardienne par la Modélisation SVAR

*Hassan Ghassan**

Résumé:

Ce papier vise à tester l'hypothèse de l'Equivalence Ricardienne HER à l'aide de la modélisation SVAR. Cette méthodologie permet de scinder la dynamique de l'épargne et celle du déficit budgétaire en deux types de chocs, qui sont liés aux multiplicateurs structurels associés à ces deux variables. La contribution méthodologique consiste à éviter de supposer à priori des contraintes formelles de court terme et de long terme, ce qui augmente l'efficacité de l'estimation des paramètres structurels et augmente la qualité du test de l'hypothèse HER. A partir d'une base de données relatives à l'économie marocaine, les résultats indiquent que cette hypothèse est vérifiée, car l'épargne privée compense jusqu'à 90% de la hausse du taux de déficit budgétaire. Ce qui exhibe aussi que les déficits publics sont une cause importante de la croissance des taux d'intérêt réels.

Mots clés: Déficit budgétaire, Epargne, Equivalence Ricardienne, SVAR.

Abstract:

The purpose of this paper is to test the Ricardian Equivalence hypothesis REH by estimating a SVAR model. In this framework, we separate the co-movements of saving rate and budget deficit rate into two types of shocks, associated with structural parameters, as if we were looking for 'two needles in haystack'. We avoid imposing formal short run and long run constraints, because this may overestimate the compensation rate and bias the estimation of structural multipliers. Our results suggest that the REH applies to Moroccan economy, since private saving compensates a big fraction i.e. 90 percent of the shock in budget deficit. This supports the interpretation that the large budget deficit, financed especially by debt, has been a very important factor behind the significant increase in real interest rates.

Keywords: Budget deficit, Saving, Ricardian Equivalence, SVAR.

1. Introduction

Durant les trois dernières décennies les taux d'effort à l'investissement et à l'épargne en points de Pib ont connu des variations considérables dans les secteurs public et privé. On observe que le taux d'épargne publique i.e. solde budgétaire ordinaire évolue presque de la même manière que le taux d'épargne nationale. Pendant que le taux d'épargne a enregistré en moyenne une tendance à la hausse, en revanche le taux d'effort à l'investissement a connu en moyenne une tendance à la baisse. Ceci est notamment dû aux taux d'intérêt réels élevés, qui ont connu une tendance à la hausse eu égard aux interactions de l'offre et de la demande des capitaux, aux effets réels liés aux processus des taux d'épargne et d'investissement et aussi à la politique financière et surtout fiscale du gouvernement (Ghassan et al. 2002).

* Ex-Professeur associé à l'ENSSAA de Dijon (France). Actuellement PESA, Université Mohamed Ben Abdallah, FSJES de Fès. Département Sciences Economiques /GRECO: Groupe de Recherches et d'Etudes en Econométrie. BP 42A Dhar El-Mahraz 30000 Fès.

Email: hbghassan@yahoo.com Tél.: +212.55.61.43.22

♦ Ce papier est accepté pour communication dans First Conference of the Network Research in International Economics and Finance (RIEF, 2004) organisé à l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées (Paris, France).

Il va de soi que ces séries résument plusieurs interactions économiques et financières, qui nécessitent pour les décrypter une approche économétrique. Durant surtout les deux dernières décennies, le taux d'épargne publique présente une évolution générale à la hausse assez semblable à celle du taux d'épargne nationale, alors que le taux d'investissement tend à la baisse avec une variabilité supérieure comparativement au taux d'épargne. Ces évolutions, qui influencent directement le rythme de la croissance économique, sont liées aux coûts bancaires des capitaux et à la réduction progressive des efforts d'investissements du gouvernement. Après un échec dans la gestion publique de l'économie, qui s'appuyait notamment sur l'endettement extérieur (Ghassan, 2003 et Naanaa, 2002), le gouvernement se limite de plus en plus et jusqu'à un certain point à des rôles d'organisation et d'arbitrage en produisant des textes de lois et des chartes visant en principe à encourager les secteurs privés nationaux et étrangers.

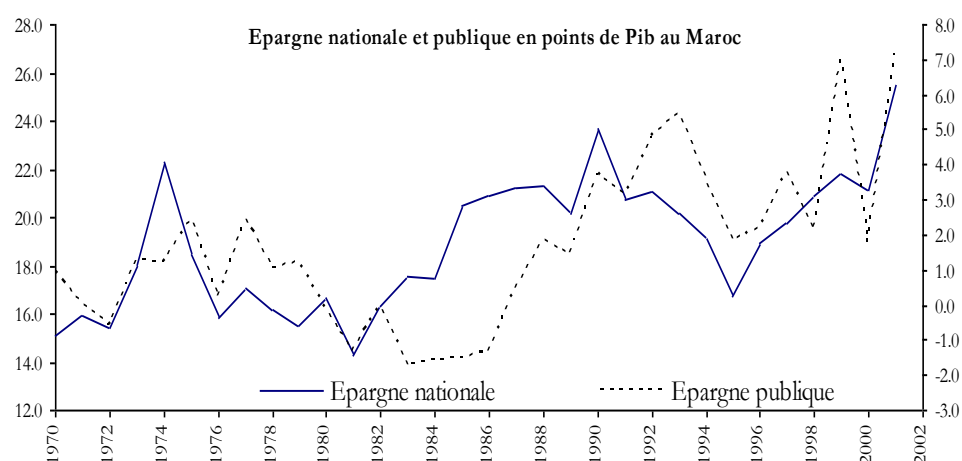
Dans ce papier, on examine l'hypothèse de l'équivalence Ricardienne *HER* (Becker 1997), puis on la teste sur l'économie marocaine sur une période couvrant les trois dernières décennies. La modélisation SVAR permet de saisir certaines interactions entre le taux d'épargne nationale et le taux du déficit budgétaire du gouvernement. Cette méthodologie permet de scinder les co-mouvements de la dynamique d'épargne et celle du déficit en deux composantes typiques de chocs liés aux paramètres du modèle structurel.

Dans la section suivante, on spécifie la forme du modèle VAR, qui est à la base des effets des déficits budgétaires sur l'épargne nationale. A la section 3, on présente l'importance de l'analyse économique pour spécifier le modèle SVAR. La section 4 exhibe les principales interprétations. A la section 5, on présente les résultats du bootstrapping et la dernière section conclut le papier.

2. Spécification du modèle VAR

Au niveau mondial, la plupart des gouvernements ont enregistré des déficits dans leurs budgets. Le gouvernement marocain a aussi connu des déficits publics élevés, résultant d'une politique financière expansive surtout au lendemain de la crise des phosphates (1975) et de la deuxième crise pétrolière. Ces conjonctures financières et économiques ont conduit à une forte baisse de l'épargne publique durant surtout les premières années de la décennie 1980.

Le [Graphique 1](#) montre l'évolution annuelle du taux d'épargne nationale et du solde budgétaire ordinaire de 1970 à 2001. Il semble que les deux courbes présentent des tendances presque congénères, ce qui exprime que la variabilité de l'épargne nationale est inséparable de celle de l'épargne publique. La baisse de ce dernier se traduit automatiquement et de manière affine par des déficits publics¹.



Graphique 1: Evolution des taux d'épargne

¹ Dans ce papier, les séries de l'épargne privée et publique et du Pib sont issues de la [Direction des statistiques DS](#) ; cependant la série du déficit budgétaire résulte de la [Direction de la politique économique générale DPEG](#) (Rabat).

Dans la littérature économique (Blanchard 1985, Barro 1989, Seater 1993), ces problèmes sont discutés à travers l'hypothèse HER, qui est toujours objet de controverses, ce qui exhibe l'absence de consensus sur les effets de la dette et du déficit budgétaire du gouvernement sur l'économie réelle et monétaire. *Ceci est peut être dû à la corrélation contemporaine entre l'épargne et le déficit budgétaire primaire*. Cette corrélation s'accroît à chaque fois que les agents privés prennent en compte les mesures fiscales et budgétaires du gouvernement dans leurs comportements de long terme et notamment de court terme. D'un côté, les comportements des ménages et plus largement du secteur privé peuvent fausser les objectifs de la politique financière, car à chaque fois que les agents privés ont des informations sur les mesures du gouvernement ils peuvent jusqu'à un certain point anéantir les effets de ces mesures. D'un autre côté, le gouvernement central peut provoquer des chocs monétaires et financiers en surprenant les agents privés et en veillant à équilibrer les réactions des épargnants privés vis-à-vis du déficit budgétaire.

Malgré cette corrélation statistique, il est insuffisant de confirmer ou de rejeter l'hypothèse² HER, car elle ne se traduit pas nécessairement par une hausse de l'épargne privée. Cette dernière se caractérise pendant les cycles économiques par des courbes inverses comparativement aux courbes de l'épargne publique. Alors il est probable que la détérioration du déficit budgétaire ordinaire ne soit pas compensée par une augmentation équivalente de l'épargne privée. D'autant plus que l'hypothèse HER peut être vraie dans le long terme et non dans le court terme, car les anticipations des agents privés sont influencées par la quantité d'informations disponibles sur les orientations et tendances des activités économiques et financières et notamment celles liées aux mesures gouvernementales. Mais, il demeure compliqué pour les épargnants de distinguer entre la variabilité cyclique ou conjoncturelle et la variabilité structurelle provoquée volontairement et de manière directe par les pouvoirs publics ou due à une gestion contrainte du budget.

La corrélation contemporaine observée sur le graphique 1 n'est que le début du problème posé. A partir des perspectives du début des années du troisième millénaire, il semble que les derniers changements de long terme dominent en comparaison avec les événements du début des années 1980. D'une part, il est très vraisemblable que ces changements découlent du niveau de cognition commune chez les agents économiques privés et publics durant la première moitié des années 1980, qui ont enregistré le début aigu d'une crise financière au Maroc. Mais d'autre part, les épargnants peuvent anticiper des changements aléatoires telle que l'avènement d'une hausse des déficits budgétaires publics, ce qui pourrait entraîner l'élargissement des choix de consommation ou de gestion de leurs portefeuilles en modulant leurs préférences de liquidités monétaires.

Ces réactions de l'épargne privée pourraient rendre caduque les attentes escomptées par le gouvernement. Mais, selon l'analyse de Poterba et Summers (1987) ces sensibilités réciproques entre les comportements publics et privés ne suffisent pas pour rejeter l'hypothèse HER, car il est toujours possible de provoquer des chocs influant de divers natures et pouvant conduire in fine aux attentes des autorités financières. Cette idée requiert de maintenir le jeu de mémoire de chacune des séries en évitant d'imposer des contraintes de long terme.

Pour lever ces difficultés, on utilise la méthodologie SVAR en séparant la dynamique du déficit budgétaire de celle de l'épargne par l'intermédiaire de deux types de chocs structurels (Runkle 1987). Dans une première étape, on estime le modèle VAR bivarié non-contraint pour décrire les changements du taux d'épargne nationale noté s et du taux d'épargne publique moins le taux d'effort public à l'investissement soit le taux du déficit budgétaire noté d .

Dans le cadre du modèle VAR le choc ε^s , lié aux modifications permanentes de l'épargne nationale et qui tient par exemple aux choix des consommateurs et aux variations de leurs revenus, peut influencer sur le déficit budgétaire soit de manière transitoire soit permanente: *les modifications de l'épargne privée pourraient avoir des effets de long terme sur les contraintes budgétaires* (Vamvoukas 1993). Selon le paradigme théorique dominant, ces effets peuvent s'amenuiser dans le long terme. Quant au second choc ε^d , il exprime les modifications au niveau de la situation fiscale, du rythme de croissance des dépenses du gouvernement et aussi au niveau d'autres variations volontaires ou involontaires liées au budget du gouvernement central (Barri 2001).

² Cette hypothèse réconforte l'interprétation que la plupart des déficits publics sont un facteur déterminant des hausses notables des taux d'intérêt réels.

Avant de passer à l'estimation du modèle VAR il est nécessaire de préciser son mode de représentation, en précisant les propriétés de long terme³ des séries temporelles. Le test ADF sur le taux du déficit $s^p - i^g := d$ et le taux d'épargne nationale s montrent qu'ils sont I(1). Les tests de cointégration⁴ par la procédure de Johansen et de non stationnarité montrent respectivement que les séries sont non stationnaires et non cointégrées. Par conséquent, la spécification appropriée consiste à considérer un modèle VAR sur des variables en différence première soit Δd et Δs . D'un autre côté, on utilise le test de causalité instantanée pour exhiber la pertinence du modèle VAR en estimant le système suivant :

$$\begin{cases} \Delta d_t = f_1(\Delta d_{t-1}, \Delta s_t, \Delta s_{t-1}) \\ \Delta s_t = f_2(\Delta s_{t-1}, \Delta d_t, \Delta d_{t-1}) \end{cases}$$

dont l'estimation fournit les résultats suivants :

$$\begin{cases} \Delta d_t = 9.336 - 0.866\Delta s_t + 0.666\Delta d_{t-1} + 0.499\Delta s_{t-1} \\ \quad (1.593) \quad (-2.941) \quad (4.770) \quad (1.662) \\ \Delta s_t = 9.348 - 0.288\Delta d_t + 0.574\Delta s_{t-1} + 0.113\Delta d_{t-1} \\ \quad (3.085) \quad (-2.941) \quad (4.009) \quad (1.049) \end{cases}$$

La valeur explicative des deux variables confirme leur détermination instantanée. Ce qui ne signifie pas nécessairement la présence d'une causalité économique, car l'introduction de Δs dans l'équation Δd conduit au même résultat: la statistique de t est exactement la même dans les deux équations, la causalité est donc réciproque entre les deux variables.

Ce résultat montre la pertinence du modèle VAR, qui résume l'ensemble des corrélations entre les deux séries et correspond à une forme réduite du modèle structurel qui reste à déterminer. La forme générale du VAR en différence première est la suivante :

$$\begin{cases} \Delta d_t = c_1 + a_{11}\Delta d_{t-1} + a_{12}\Delta s_{t-1} + \varepsilon_{dt} \\ \Delta s_t = c_2 + a_{21}\Delta s_{t-1} + a_{22}\Delta d_{t-1} + \varepsilon_{st} \end{cases}$$

$$V(\varepsilon_t) = \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & \sigma_{ds} \\ \sigma_{ds} & \sigma_s^2 \end{bmatrix}$$

L'estimation permet d'obtenir les résultats empiriques⁵ suivants :

$$\begin{cases} \Delta d_t = -0.0035 - 0.272\Delta d_{t-1} - 0.245\Delta s_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{dt} \\ \Delta s_t = 0.0034 - 0.1301\Delta s_{t-1} + 0.117\Delta d_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{st} \end{cases}$$

³ On a utilisé la forme canonique VAR(p) où le nombre de retards p est précisé selon le critère d'Akaike, qui réduit la corrélation sérielle des résidus. Elle relativise l'efficacité du modèle en imposant statistiquement un nombre optimal p, mais elle n'altère pas fondamentalement l'influence des chocs dans le long terme surtout pour des séries annuelles.

⁴ Par la procédure de Johansen, il est très vraisemblable de ne pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 i.e. absence de toute relation de cointégration entre le taux du déficit budgétaire d et le taux d'épargne nationale s . En effet, en H_0 i.e. $r = 0$ la statistique trace vaut 9.99 et la valeur critique vaut 15.41 au seuil de signification de 95%. Ce résultat concorde avec la théorie économique qui suggère l'absence de tout lien de long terme entre les variables en niveau d et s .

⁵ Les statistiques ne suivent pas une distribution standard et usuelle, mais le plus important est que les paramètres estimés ne sont pas biaisés.

$$V(\hat{\varepsilon}_t) = \begin{bmatrix} 0.03078^2 & \sigma_{ds} \\ -0.46829\sigma_d\sigma_s & 0.01968^2 \end{bmatrix}$$

Les perturbations ε_{dt} et ε_{st} dans les équations du déficit budgétaire et de l'épargne nationale contiennent l'information supplémentaire à la date t . L'innovation ε_{dt} peut être considérée comme le choc budgétaire recherché et le terme aléatoire ε_{st} comme un choc d'offre par épargne. Mais, il demeure que ces innovations n'ont qu'une signification statistique et ne peuvent être associés de manière directe à ces chocs économiques.

La corrélation entre les deux résidus calculés n'est pas nulle. Sa valeur, qui mesure la causalité instantanée entre le déficit budgétaire et l'épargne nationale, s'obtient par la covariance i.e. $k\sigma_1\sigma_2$, elle est égale à -0.4683. En considérant le modèle VAR estimé comme un modèle de simulation : lorsqu'un choc se produit dans l'une des perturbations il est nécessaire de modifier l'autre perturbation, sinon le résultat n'est pas valide et ne peut être interpréter objectivement.

3. Importance de l'analyse économique et modèle SVAR

Pour trouver une issue à ce problème, il est nécessaire de modéliser de manière explicite la corrélation entre les deux innovations. L'analyse économique contribue à la spécification du type de lien selon la typologie théorique suivante (confirmée par l'analyse précédente de la causalité instantanée, se référer aux équations de causalité réciproque et au modèle VAR) :

- Lors d'un choc budgétaire le déficit augmente et conduit à réduire l'épargne : *corrélation instantanée négative*
- Lors d'un choc budgétaire le déficit augmente et conduit à long terme à élever l'épargne : *corrélation dynamique positive*
- A un choc d'offre par l'épargne correspond une baisse du déficit sous l'effet d'une croissance de l'épargne : *corrélation négative*

Cette lecture du modèle structurel consiste à séparer ces deux effets en identifiant les deux chocs indépendants. Pour spécifier ce modèle à partir du modèle VAR canonique, on suppose que les perturbations de ce dernier sont une combinaison linéaire des chocs budgétaire et d'épargne sous-jacents. Ce qui conduit à la spécification suivante :

$$\begin{cases} \varepsilon_d = s_{dd}u_{sav} + s_{ds}u_{bud} \\ \varepsilon_s = s_{sd}u_{sav} + s_{ss}u_{bud} \end{cases} \Leftrightarrow \varepsilon = S u$$

où u correspond au vecteur des chocs structurels inconnus, *qui sont en principe associés à des variations économiques grâce à la matrice de transformation S* . En supposant l'indépendance des chocs structurels⁶, on aura la matrice des variances covariances suivante :

$$V(u) = \begin{bmatrix} \sigma_d^2 & 0 \\ 0 & \sigma_s^2 \end{bmatrix} \quad V(\varepsilon) = SV(u)S'$$

En pratique pour rendre la spécification plus simple, on suppose que les chocs structurels

⁶ D'un côté, numériquement il est possible de réaliser cette hypothèse importante. D'un autre côté lorsque les résidus canoniques sont distribués suivant une loi normale centrée, les chocs structurels trouvés et exprimés comme une combinaison linéaire suivent aussi une distribution normale standard selon la condition de normalisation choisie.

u_t ne sont pas autocorrélés de manière contemporaine entre eux (ceci constitue un inconvénient de la méthode SVAR), et qu'ils présentent une variance unitaire. Ce qui exige d'imposer $n(n+1)/2$ contraintes, ici 3 contraintes bilinéaires sur les éléments de la matrice S pour arriver au système suivant :

$$V(\tilde{\varepsilon}) = SS' \text{ avec } V(\tilde{u}) = I$$

Dans ces conditions pour identifier les n^2 paramètres ici 4, il faut imposer $n(n-1)/2$ contraintes soit ici 1 contrainte. Cette contrainte supplémentaire concerne les réponses du système aux différentes impulsions structurelles : elle exprime un mélange des effets de court et de long terme. Une fois que les coefficients s_{ij} sont calculés, on détermine les résidus structurels recherchés.

De manière opérationnelle, d'abord on recalcule les résidus canoniques de Δs pour rendre nulle leur covariance avec l'autre variable et pour avoir une matrice de variances covariances unitaire des résidus structurels inconnus. La procédure de ce calcul itératif consiste à orthogonaliser la matrice des variances covariances : en prémultipliant l'équation de l'épargne par la quantité $-\sigma_d^2 / \sigma_{ds}$ et on lui ajoutant de manière respective les termes de l'équation du déficit⁷. Cette procédure d'orthogonalisation des impulsions structurelles ne requiert comme a priori que le choix de l'ordre des variables qui doivent être rangées de la plus exogène à la plus endogène. Elle est fondée sur des contraintes identifiantes tirées de la théorie économique. Elle permet d'obtenir, via la forme VAR canonique, une forme VAR structurel équivalente à un système à équations simultanées récursives. Ce qui autorise d'écrire le système suivant à 3 équations et 4 inconnues où les indices 1 et 2 correspondent respectivement à d et s :

$$\begin{cases} \tilde{\sigma}_1^2 = s_{11}^2 + s_{12}^2 \\ \tilde{\sigma}_2^2 = s_{21}^2 + s_{22}^2 \\ \tilde{\sigma}_{12} = s_{11}s_{21} + s_{12}s_{22} \end{cases}$$

Dans le cadre de cette approche méthodologique pour obtenir les chocs structurels \tilde{u}_t à partir des résidus aléatoires estimés $\tilde{\varepsilon}_t$, il est nécessaire de déterminer les éléments de la matrice S (Lütkepohl 1991). Mais, comme V_{ε} est symétrique il reste 3 contraintes servant à déterminer les 4 éléments de la matrice S . Il est donc nécessaire d'imposer une restriction supplémentaire pour déterminer complètement les quatre coefficients de la matrice S et donc identifier les deux chocs du modèle structurel. Cette contrainte supplémentaire porte sur les réponses du système aux différentes impulsions structurelles. Elle coïncide généralement avec la typologie économique précédente, qui tient à la sensibilité a priori de l'épargne sous l'effet des impulsions ou chocs survenus dans le budget public, ou à la sensibilité du budget vis-à-vis des chocs d'épargne.

La factorisation de Choleski de la matrice $V(\varepsilon)$ a l'inconvénient d'imposer une interprétation statistique semi structurelle et n'offre pas d'explication économique directe. Elle admet a priori un lien récursif entre les résidus du VAR et les chocs structurels, en supposant une structure de causalité en cascade entre un choc budgétaire et un choc d'épargne, sans référence à la causalité instantanée ou non entre les deux variables. En revanche, la théorie économique renseigne davantage

⁷ L'équation de s est ainsi transformée, dont le terme d'erreur est $\omega_{st} = \varepsilon_{st} - \frac{\sigma_{ds}}{\sigma_d^2} \varepsilon_{dt}$ et $\omega_{dt} = \varepsilon_{dt}$ telle que :

$$Cov(\varepsilon_{dt} ; \omega_{st}) = E[(\varepsilon_{st} - \frac{\sigma_{ds}}{\sigma_d^2} \varepsilon_{dt}) \varepsilon_{dt}] - E(\varepsilon_{st} - \frac{\sigma_{ds}}{\sigma_d^2} \varepsilon_{dt}) E(\varepsilon_{dt}) = 0$$

sur la nature des liens qui unissent plusieurs variables à long terme que sur leur corrélation instantanée. Dans le cadre de ce paradigme théorique, il semble donc plus naturel d'imposer des contraintes de long terme que des corrélations instantanées.

Il n'existe pas une façon universelle pour identifier ces innovations structurelles. Les choix faits ne peuvent être testés statistiquement. La plupart des études utilise la factorisation de Choleski eu égard à sa simplicité et impose $s_{21} = 0$, ce qui signifie que les agents privés ou les ménages ont des anticipations myopes ou très courtes vis-à-vis de la politique financière du gouvernement. Cette idée, liée aux comportements économiques et financiers des agents privés, exprime exactement le contenu de l'hypothèse de neutralité à la Ricardo des ménages. Lorsqu'elle est vraie alors l'épargne privée ne réagit pas aux chocs budgétaires et à court terme.

C'est pourquoi nous proposons une méthode basée sur des critères économétriques pour choisir les contraintes⁸ d'identification permettant de résoudre le système précédent. Elles sont développées suivant la typologie économique qui fournit seulement les sens de variation et ne relève pas complètement l'indétermination de la matrice S. En prenant en considération la relation entre les effets de court terme s_{12} et s_{21} , il est possible de résoudre le système ci-dessus *en imposant une contrainte économique linéaire dans le court terme déduite de l'existence d'un effet instantané non symétrique* : $s_{ij} = \alpha s_{ji}$ à partir de la typologie économique.

Cette relation est fondée sur l'analyse économique, car elle est déduite des équations de régressions des variables en différence première qui expriment les quasi-élasticités de court terme. En effet, sur la base des résultats du test de causalité instantanée, qui prouve la pertinence du modèle VAR, on développe la relation suivante: $s_{21} = 0.3571s_{12}$, la relation choisie s'appuie aussi sur des tests statistiques usuels. Elle fait l'économie d'imposer une contrainte sur l'effet des chocs de long terme et constitue une approche intéressante et simple pour déterminer les solutions du système suivant à 3 équations et à 3 inconnus :

$$\begin{cases} \tilde{\sigma}_1^2 = s_{11}^2 + s_{12}^2 \\ \tilde{\sigma}_2^2 = \alpha^2 s_{12}^2 + s_{22}^2 \\ \tilde{\sigma}_{12} = \alpha s_{12}s_{11} + s_{12}s_{22} \end{cases}$$

Ce qui permet de trouver les solutions⁹ \tilde{s}_{11}^2 , \tilde{s}_{12}^2 , \tilde{s}_{22}^2 , lesquelles permettent de déterminer les résidus du VAR structurel en résolvant en u_{bud} et u_{sav} . Ces résidus définissent respectivement les deux composantes de l'innovation structurelle par la résolution du système suivant :

$$\begin{cases} \hat{\epsilon}_d = \tilde{s}_{11} u_{bud} + \tilde{s}_{12} u_{sav} \\ \hat{\epsilon}_s = \alpha^* \tilde{s}_{12} u_{bud} + \tilde{s}_{22} u_{sav} \end{cases}$$

La solution formée des composantes inconnues \tilde{u}_{bud} et \tilde{u}_{sav} peut servir aussi à déterminer les contributions conjoncturelles et structurelles à la fois du déficit budgétaire ou de l'épargne. A l'aide de cette solution, on détermine par exemple, à partir de la première équation relative au déficit budgétaire, la contribution structurelle de la dynamique du solde budgétaire de l'Etat (premier terme) et la

⁸ Lorsque toutes les séries d'un modèle VAR sont stationnaires : elles ne peuvent s'écarter durablement de la valeur moyenne si bien que *tout choc a par construction un impact nul à long terme*. Ceci empêche d'imposer des relations sur le long terme des variables stationnaires modélisées. Ce problème peut être résolu lorsque les séries sont stationnaires en différence première. Cette non stationnarité en niveau implique que la série est gouvernée par une tendance stochastique i.e. un choc sur la tendance aura un effet persistant sur la série en niveau. Ce qui semble être le cas des variables taux du déficit et taux d'épargne, et la restriction pourrait porter sur l'impact de long terme des variables en niveau à effet persistant. Malgré cette justification, nous évitons d'imposer une contrainte de long terme.

⁹ On a utilisé le logiciel Gauss pour résoudre ce système non-linéaire avec la procédure NLSYS.

contribution conjoncturelle due au processus de l'épargne dans la dynamique de ce déficit (second terme).

Dans ce papier, on prouve qu'une relation entre les multiplicateurs instantanés dans le court terme est plus efficiente qu'une contrainte imposée sur le multiplicateur dynamique dans le long terme, car elle conduit à une estimation plus précise du taux de compensation par l'épargne nationale du niveau supplémentaire dans le déficit. Sachant que la relation de long terme prend la forme suivante :

$$\theta(1) = \psi(1)\theta_0 \quad \text{avec} \quad \theta_0 := S$$

Lorsqu'on utilise cette formulation importante pour déterminer les contraintes supplémentaires identifiantes (ici on a besoin d'une seule contrainte supplémentaire), par exemple on peut se baser sur l'hypothèse de long terme suivante : ε^s n'a pas d'effet permanent sur d . Cette contrainte économique imposée s'exprime autrement à partir de la matrice $\theta(1)$ par ce qui suit :

$$\theta(1) = \begin{bmatrix} \theta_{11} & 0 \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t := \begin{bmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^s \end{bmatrix}, \quad \Delta X_t := \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix}$$

Dans ce cadre, le test HER consiste à s'assurer si $\theta_{21} = 0$ ou alors $\theta_{21} \neq 0$. En revanche, lorsqu'on utilise des contraintes d'identification de court terme sur la base d'une analyse économique, d'une part on n'aura pas besoin d'introduire des contraintes de long terme comme l'absence d'effet des chocs d'épargne sur le taux du déficit budgétaire, d'autre part on laisse la matrice des multiplicateurs dynamiques s'interagir librement et complètement dans le long terme. Car lorsqu'on suppose que $\theta_{12} = 0$, on ôte de la mémoire à la série d'épargne sur le long terme.

Lorsque l'effet de long terme du choc ε^d sur la variable s divisé par son effet sur la variable d varie entre 0 et 1, alors l'épargne nationale –et principalement l'épargne privée- ne compense que partiellement les changements dans le déficit budgétaire avec $\theta_{12} = 0$ dans le cas d'une contrainte de long terme ou avec $s_{12} = \alpha s_{21}$ dans le cas d'une relation de court terme.

L'hypothèse HER permet aussi de conjecturer que les agents privés sont myopes à court terme, mais cette conjecture peut ne pas être vraisemblable surtout que cette idée exprime une contrainte sur le multiplicateur instantané de la matrice S soit $s_{21} = 0$. De manière synthétique, l'examen de HER se résume aux trois cas de figures suivants :

- Lorsque $\frac{\theta_{21}}{\theta_{11}} = 1$ alors l'épargne privée se stabilise et l'épargne nationale serait modifiée du même montant que le déficit budgétaire additionnelle. Ainsi, HER est pleinement vérifiée.
- Lorsque $0 < \frac{\theta_{21}}{\theta_{11}} < 1$ alors l'épargne privée se réduit et l'épargne nationale serait modifiée d'un montant inférieur à celui du déficit budgétaire additionnelle. Ainsi, HER est vérifiée de manière partielle.
- Lorsque $\frac{\theta_{21}}{\theta_{11}} = 0$ alors l'épargne ne réagit pas au choc budgétaire. Ce qui conduit à rejeter l'hypothèse de l'équivalence Ricardienne

4. Les résultats empiriques

La base de données considérée s'étend sur les trois dernières décennies, elle couvre les principaux événements et chocs intérieurs et extérieurs de l'économie marocaine. Après les tests usuels dans la deuxième section, on effectue le test de l'hypothèse HER en estimant la forme réduite i.e. le modèle VAR. Une fois que l'on détermine la matrice des multiplicateurs structurels de long terme :

$$\theta_{\infty} = \begin{bmatrix} 0.022278 & -0.004849 \\ 0.002307 & 0.016915 \end{bmatrix}$$

il devient clair qu'en l'avènement d'un choc du déficit budgétaire positif avec une hausse de un point alors la réponse de l'épargne à long terme tend vers une hausse structurelle légèrement supérieure à 0.23%. De même, l'occurrence d'un choc positif de l'épargne nationale exerce un effet structurel sur le taux du déficit budgétaire, car la réponse de ce déficit tend à la baisse dans le long terme. Ce résultat peut constituer une hypothèse admissible au niveau de la théorie économique.

Eu égard aux caractéristiques statistiques des variables du modèle SVAR où les résidus structurels sont orthogonaux, il est important de souligner que l'effet théorique des chocs de déficit budgétaire est nettement énoncé dans la typologie économique précédente. Il est possible maintenant après l'estimation des multiplicateurs structurels de faire l'interprétation suivante ([Graphique 2](#)) : il existe des effets permanents positifs puis négatifs sur le taux d'épargne s i.e. des effets transitoires et décroissants sur les différences premières de l'épargne nationale Δs et aussi sur le déficit budgétaire avec des effets positifs décroissants réduisant relativement le taux du déficit. D'autant plus que comme le taux d'épargne privée pourrait avoir une interaction avec les changements dans l'état fiscal du pays retardés d'un intervalle de temps, on effectue une analyse des réponses de long terme des taux d'épargne à la suite d'un choc budgétaire négatif i.e. ici un choc positif du déficit du gouvernement.

La lecture des fonctions de réponses aux chocs qui permet d'appréhender l'élan des effets successifs i.e. des multiplicateurs dynamiques selon l'expression connue dans la littérature économique. Il semble que le multiplicateur dynamique de l'épargne s'amenuise plus rapidement que le multiplicateur dynamique du déficit budgétaire. Durant surtout la deuxième année et en conséquence d'un choc structurel négatif sur le budget public de l'Etat, à la suite par exemple d'une hausse de la dette publique, l'épargne nationale se réduit d'environ 0.002 point, puis cette réduction s'amointrit progressivement. Quant à la réponse cumulative de l'épargne nationale à long terme, elle tend après presque trois années vers 0.0023 point ([Graphique 3](#)), indiquant que l'épargne nationale principalement privée compense à l'ordre de $1 - \frac{0.002307}{0.022278}$ soit un taux de 89.6% du niveau supplémentaire du déficit budgétaire à la suite d'un choc budgétaire négatif.

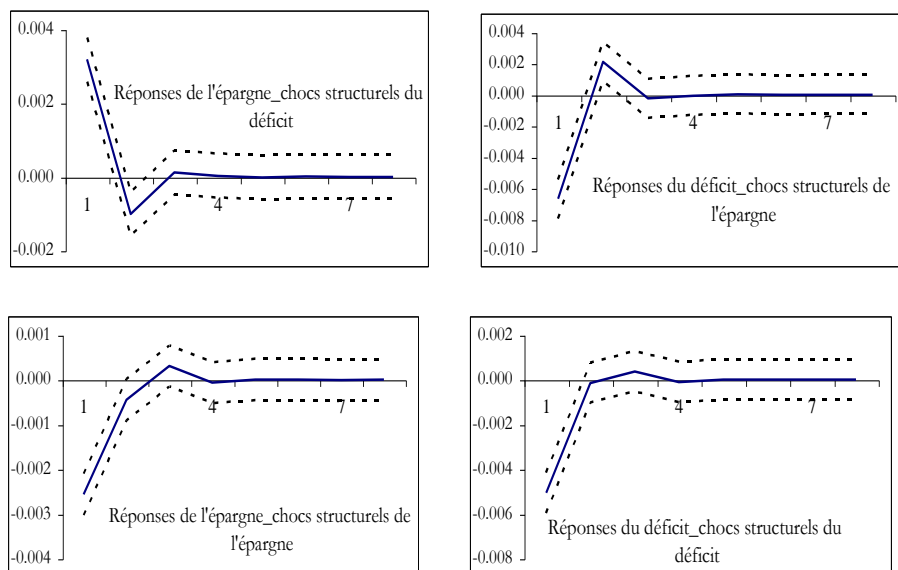
Dans les pays industrialisés de l'OCDE, l'étude de [Doménech et al. \(2000\)](#) a montré que dans le court terme l'épargne nationale se réduit d'un point à la suite d'un choc fiscal négatif i.e. choc positif dans le déficit du gouvernement. En revanche, la réponse de l'épargne nationale dans le long terme est autour de 0.8 point. Ils ont conclu que l'épargne nationale ne compense qu'un taux de 40% seulement de la croissance du déficit public. Quoique cette étude suppose que les changements permanents dans l'épargne nationale n'affecte pas à long terme le budget du gouvernement i.e. $\theta_{12} = 0$ à la différence de notre étude. Or le fait de supposer cette contrainte conduit à surestimer le taux de compensation :

$$\theta_{\infty,c} = \begin{bmatrix} -0.022799 & 0.000000 \\ 0.001344 & -0.017019 \end{bmatrix}$$

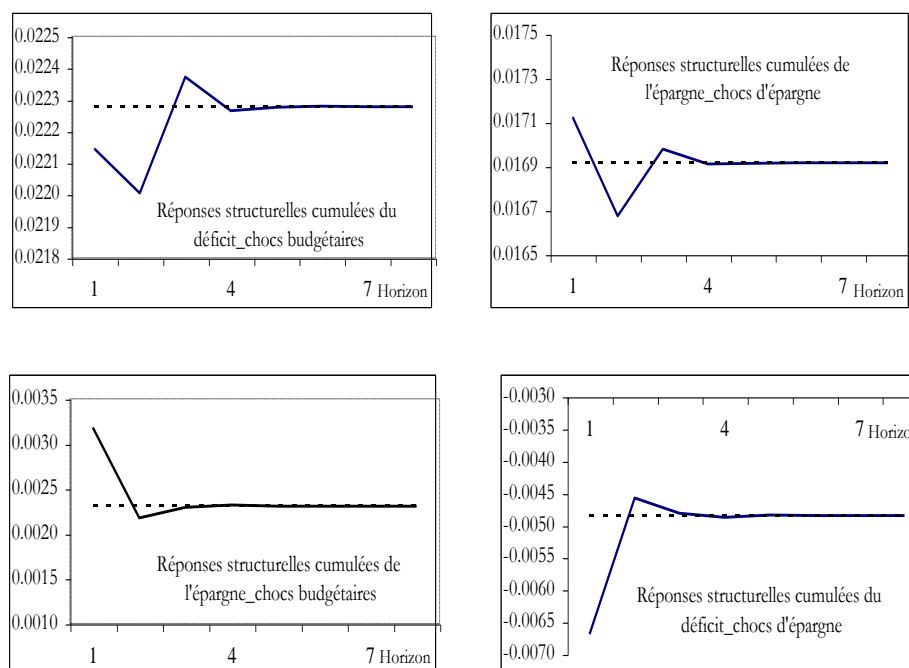
En effet, lorsqu'on suppose que $\theta_{12} = 0$ on exclut les interactions structurelles de long terme entre un choc positif dans le taux d'épargne et la valeur future du taux du déficit dans l'horizon temporel. Dans le cas de l'économie marocaine non industrielle, le taux de compensation qui atteint 105.9% est donc surestimé par rapport au cas non contraint. Mais, la croissance du taux d'épargne découle généralement de la hausse des revenus, ce qui conduit inévitablement à l'augmentation des recettes fiscales de l'Etat, et du coup influence le taux du déficit budgétaire à travers le temps. Il en découle alors comme il est indiqué auparavant que l'estimation la plus efficiente du taux de compensation est celle qui ne contraint pas les multiplicateurs de long terme.

Les [Graphiques 2 et 3](#) sont parmi les résultats les plus importants, ils résument l'objectif principal de l'étude. Il est clair qu'à partir des réponses cumulatives découlant des chocs successifs à effet permanent que le taux d'épargne est interactif avec les chocs volontaires ou involontaires survenus dans le déficit budgétaire de l'Etat marocain. Par conséquent, l'hypothèse HER est nettement vérifiée, car en moyenne la compensation dans le long terme de ce déficit par l'épargne nationale est

réalisée à raison d'un taux de presque 90%¹⁰. Ce qui est corroboré avec le taux croissant de la dette intérieure, qui couvre les besoins de financement des déficits publics passant de 30% du revenu national durant la fin des années 1990 à 50% durant les premières années du troisième millénaire.



Graphique 2: Fonctions de Réponses Structurelles aux chocs



Graphique 3: Multiplicateurs Dynamiques Structurels cumulés

¹⁰ D'autant plus que cette réponse de long terme de l'épargne nationale semble plus robuste quand on ôte des observations de l'échantillon.

L'effet de court terme des chocs de politique financière sur l'épargne peut être transitoire (comme c'est le cas de la plupart des chocs de demande), il est lié aussi à la nature du comportement des ménages selon l'idée¹¹ de Ricardo. La procédure d'identification que nous avons choisi n'est pas basée de manière directe sur cette hypothèse du moins dans son volet de court terme. Mais, on n'a pas supposé l'absence d'effet à long terme du taux d'épargne sur le taux du déficit budgétaire, *et il semble que cette influence réduit de 0.5% le taux du déficit public*. Dans ce papier et à partir de la matrice S le mode d'identification n'est pas fondé sur la contrainte de neutralité dans le court terme à chaque choc budgétaire sur l'épargne, car on arrive à la neutralité Ricardienne par le modèle SVAR avec $\theta_{12,0} := s_{12} \approx 0$. De même, les chocs structurels au niveau des comportements d'épargne ne présentent pas d'effet instantané sur le taux du déficit du gouvernement, car on arrive à $\theta_{21,0} := s_{21} \approx 0$.

Il n'est pas possible d'accepter qu'une politique financière restrictive décrite dans les budgets publics n'aurait pas d'effet à long terme sur l'épargne. Comme les variations dans le revenu disponible peuvent ne pas se répercuter immédiatement sur la consommation i.e. la répercussion immédiate se produit sur le niveau de l'épargne, ceci montre que le revenu disponible est un déterminant majeur des enchaînements dynamiques du déficit budgétaire et de l'épargne. La persistance d'un choc conjoncturel transitoire est par conséquent plus vraisemblable, car les événements conjoncturels exercent aussi des effets de long terme diffusés plus ou moins en permanence sur la tendance structurelle. Elle joue pleinement surtout que le déficit conjoncturel intègre toutes les fluctuations passées dans les efforts d'épargne liés à la croissance économique.

De manière analogue les politiques systématiques liées au cycle sont imputées au déficit conjoncturel, ceci permet de dépasser la définition du déficit conjoncturel à législation inchangée (Achiq et al. 1998). Il s'en suit que le déficit structurel obtenu correspond à un gap dans la politique budgétaire par rapport au comportement moyen dans la gestion des finances publiques. Dans ce cas, il ne permet pas d'évaluer l'ampleur des stabilisateurs automatiques (i.e. il n'est pas certain que la croissance du déficit public entraînerait nécessairement une relance de l'économie).

De même, il n'est pas possible de prendre des mesures discrétionnaires sans cohérence d'ensemble et sans tenir compte de la soutenabilité financière du nouveau déficit public (soit par des dettes extérieures, soit maintenant par des dettes intérieures). Ces mesures s'accommodent davantage avec la "conviction" de plusieurs études menées par des institutions financières internationales, dont la vision s'inscrit essentiellement dans une stratégie de récupération des dettes dues. La libéralisation du marché financier en éliminant les barrières à l'entrée pour de nouveaux produits financiers innovateurs pourrait augmenter à court terme le déficit public, mais il pourrait le réduire en sollicitant la demande d'investissement et en activant les échanges avec l'extérieur.

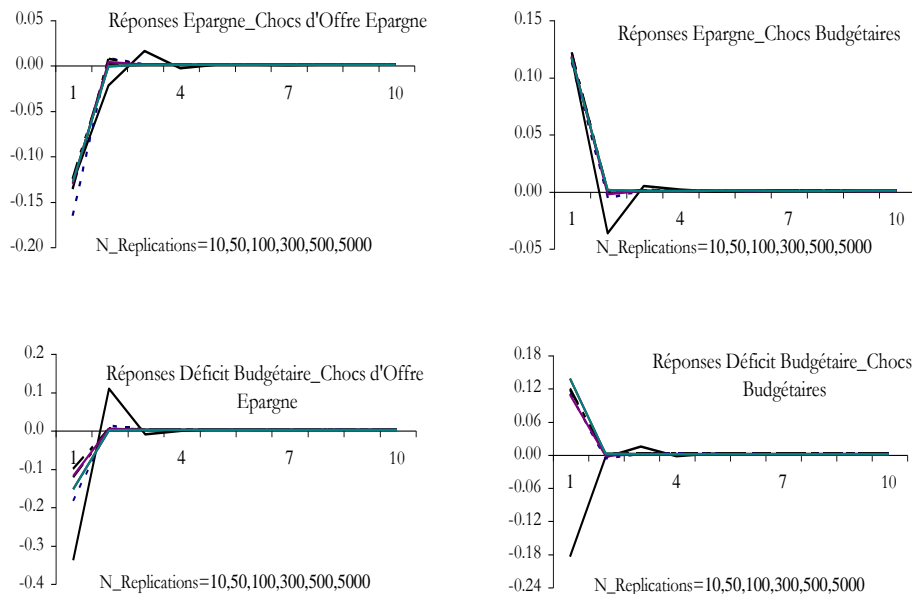
5. Le bootstrapping

Le modèle SVAR prend en considération la dynamique économique entre les deux variables s et d . Il permet de procéder à des simulations explicatives déduites essentiellement des chocs structurels. Ces chocs sont précisés lorsqu'on pose des contraintes économiques d'identification pour spécifier le modèle. De même ces chocs structurels incorporent en moyenne les événements observés et permettent donc de spécifier l'évolution des variables décrites. Dans le but de contrôler la robustesse des résultats à tout changement probable des éléments des résidus du VAR et l'effet des innovations sur ces résidus, il semble important d'utiliser la méthodologie du bootstrapping. Cette technique consiste à réaliser des simulations en tirant N fois dans la loi empirique des résidus $(\varepsilon_s, \tilde{\varepsilon}_d)$ avec $N = 10,50,100,300,500,5000$ (Graphique 4), ce qui aide à obtenir un intervalle de confiance significatif pour le taux de compensation des augmentations du déficit budgétaire dans le long terme par l'épargne nationale.

Le calcul montre que ce taux de compensation varie entre 89.3% et 90.4%, ce qui indique que l'échantillon considéré est relativement homogène et qu'il n'existe pas d'autres configurations dans l'échantillon conduisant à des taux différents de compensation. L'analyse de sensibilité des réponses de long terme de l'épargne nationale à la suite d'un choc négatif dans le budget du gouvernement montre

¹¹ Avec la neutralité à la Ricardo, le comportement d'épargne ne réagit pas aux effets des chocs du déficit budgétaire même à court terme.

que la réponse de long terme demeure relativement constante pendant les trois premières années de l'horizon temporel et stable dans le long terme.



Graphique 4: Bootstrapping des Fonctions de Réponses aux Chocs

On remarque facilement que la procédure du bootstrapping confirme l'évolution des fonctions de réponses aux chocs à l'exception de la fonction de réponse du déficit aux chocs budgétaires pendant la première année de l'horizon temporel, ceci tient notamment à la matrice des paramètres estimés et à la nature de l'échantillon mère. Même si on utilise des méthodes d'estimation autre que la méthode OLS comme 2SLS, SUR ou GMM les résultats ne changent pas et les paramètres estimés gardent presque les mêmes valeurs et toujours les mêmes signes.

6. Conclusion

Dans le but d'évaluer l'étendu de la responsabilité des déficits publics dans l'insuffisance des taux d'épargne, ce papier en présente une estimation à partir d'un modèle SVAR et sans imposer de contraintes sur les paramètres de long terme, car ces contraintes biaisent l'évaluation du taux de compensation. Sur la base des multiplicateurs dynamiques structurels cumulés, il apparaît que les chocs permanents d'épargne notamment durant les années 1980 et 1990 influencent de manière permanente le budget du gouvernement et conduisent à réduire de 0.5% le taux du déficit budgétaire à long terme.

Les résultats indiquent que l'avènement de chocs augmentant le déficit budgétaire de l'Etat conduit à déclencher un processus de compensation par l'épargne nationale et principalement l'épargne privée. Cette compensation de la croissance dans les niveaux des déficits publics atteint presque 90%. Ce résultat est raffermi par la croissance des taux d'endettement intérieur pour satisfaire les besoins de financement des déficits budgétaires. De même, ce résultat ne semble pas surprenant, car il tient fortement à ce que le déficit public courant et les déficits historiques de long terme sont des facteurs déterminants qui expliquent les niveaux élevés des taux d'intérêt et les niveaux bas d'efforts à l'épargne. De ces processus interactifs dynamiques jaillissent des effets négatifs sur la richesse nationale, sur la croissance économique et sur le niveau de l'emploi à court terme et notamment à long terme.

7. Références

Achiq, M., Ghassan, H., Meslouhi, Kh., 1998. Fluctuations conjoncturelles et croissance tendancielle de l'économie marocaine. Publication du GRECO Département Sciences économiques, Université Mohamed Ben Abdallah, Greco 1998/12-1.

- Barri Zain Al-abdeen, [2001](#). The relationship between government expenditures and economic growth in Arabia Saudi Kingdom. *Journal of KAAU–Economics and Administration* 15(2): 49-62.
- Barro, R., [1989](#). The Ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic Perspectives* 3: 37-54.
- Becker, T., [1997](#). An investigation of Ricardian equivalence in a common trends model. *Journal of Monetary Economics* 39(3): 405-431.
- Blanchard O.J., [1985](#). Debt, deficits and finite horizons. *Journal of Political Economy* 93(2), 223-247.
- Doménech, R., Taguas, D., Varela, J., [2000](#). The effects of budget deficit on national saving in the OECD. *Economics Letters* 69: 377-383.
- Ghassan, H., Elhafidi, M., [2002](#). Modélisation de la relation entre croissance et déficit budgétaire: apport de l'approche VAR. Publication du GRECO 2002/10-14. Communication au II-ème Université du Printemps des Economies Méditerranéennes et du Monde Arabe à Fès 06-2003.
- Ghassan, H., [2003](#). The public expenditures and private investment: Test of crowding-out effect by bootstrapping. *Journal of Public Administration* 43(4): 727-754.
- Lütkepohl, H., [1991](#). Introduction to Multiple Time Series Analysis. Edition Springer-Verlag.
- Naanaa, A., [2002](#). Impact des variables économiques et financières sur le taux d'endettement direct du Trésor au Maroc. DPEG, Division des études et de l'évaluation des impacts (Rabat). Rapport technique: 1-20.
- Poterba, J.M., Summers, L.H., [1987](#). Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving. *Journal of Monetary Economics* 20 (2): 369-391.
- Runkle, D., [1987](#). Vector autoregressions and reality. *Journal of Business and Economic Statistics* 5: 437-442.
- Seater, J.J., [1993](#). Ricardian equivalence. *Journal of Economic Literature* 31: 142-190.
- Vamvoukas, G., [1993](#). Budget expenditures and revenues: an application of ECM. *Journal of Public Finance* 52(1): 125-138.